

Análisis de eficiencia aplicado a la regulación ¿Es importante la Distribución
Elegida para el Término de Ineficiencia?

Martín Rossi e Iván Canay

Texto de Discusión N° 22

ISBN 987-519-079-9

(Noviembre 2000)

CEER

Centro de Estudios Económicos de la Regulación

Departamento de Economía y Finanzas, Universidad Argentina de la Empresa

Lima 717, 1° piso

C1053AAO Buenos Aires, Argentina

Teléfono: 54-11-43797693

Fax: 54-11-43797588

E-mail: ceer@uade.edu.ar

<http://www.uade.edu.ar/economia/ceer>

(Por favor, mire las últimas páginas de este documento por una lista de los Textos de Discusión y de la Working Paper Series del CEER e información concerniente a suscripciones).

El Centro de Estudios de Economía de la Regulación (CEER), es una organización dedicada al análisis de la regulación de los servicios públicos. El CEER es apoyado financieramente por el Banco Mundial, los Entes Reguladores de Agua, Telecomunicaciones y Electricidad de la República Argentina, y la Universidad Argentina de la Empresa (Buenos Aires), donde el CEER tiene su sede.

Autoridades del CEER:

Ing. Eduardo Cevallo, Presidente Ente Tripartito de Obras y Servicios Sanitarios. Lic. Enrique Devoto, Vicepresidente Primero Ente Nacional Regulador de la Electricidad (ENRE)-Dr. Roberto Catalán, Presidente Comisión Nacional de Comunicaciones (CNC), Dr. Antonio Estache, World Bank Institute, Dr. Carlos Newland, Rector Universidad Argentina de la Empresa (UADE), Dr. Omar Chisari, Director Instituto de Economía (UADE).

Director Ejecutivo: Dr. Martín Rodríguez Pardina

Investigadores: Lic. Gustavo Ferro.

Ayudante de Investigación: Lic. Christian Ruzzier.

Análisis de eficiencia aplicado a la regulación ¿Es importante la Distribución Elegida para el Término de Ineficiencia?

Martín A. ROSSI

Centro de Estudios Económicos de la Regulación, Departamento de Economía y Finanzas-
UADE, Argentina.

Iván A. CANAY

Centro de Estudios Económicos de la Regulación, Departamento de Economía y Finanzas-
UADE, Argentina.

JEL classification: L5

Resumen

En este trabajo se describen las dos distribuciones más utilizadas para el término de ineficiencia de una frontera estocástica: Media Normal y Exponencial. Luego se realiza una aplicación empírica empleando bases de trabajos previos, encontrándose que la eficiencia media es sensible a la distribución asumida. Se halló que en todos los casos la distribución Exponencial reconoce un mayor número de empresas eficientes que la distribución Media Normal. No obstante, los rankings de las firmas no se ven afectados por ambas distribuciones.

I. Introducción

Desde mediados de los noventa, y con la creciente comprensión de los potenciales beneficios derivados del uso de la competencia por comparación en la regulación de monopolios regionales (Schleifer, 1985), los investigadores especializados en regulación han incrementado su interés en el desarrollo de indicadores estandarizados de *performance* relativa para monopolios en el sector de servicios públicos.

Estos indicadores son utilizados como insumos en una regulación por precios máximos y RPI-X, en la determinación del factor de eficiencia X. Dentro del grupo de indicadores de *performance* han venido ganando importancia relativa las estimaciones de fronteras, las cuales pueden ser clasificadas, entre otras dimensiones, de acuerdo a la herramienta que se utiliza para su

estimación (econometría o programación matemática), y de acuerdo a si la frontera es considerada determinística o estocástica.

En los enfoques determinísticos, todas las empresas comparten la misma frontera y la ineficiencia es un concepto residual dado por la diferencia que existe entre el comportamiento de la firma y la frontera estimada. Este tipo de fronteras ignora por completo la posibilidad de que la performance de una empresa pueda ser afectada no sólo por ineficiencia en el manejo de los recursos, sino además por factores que se encuentran totalmente fuera de su control.

A partir de los trabajos de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y Meeusen y van den Broeck (1977), surgen las denominadas fronteras estocásticas, motivadas en la idea de que las desviaciones con respecto a la frontera pueden no estar enteramente bajo el control de la firma, dejando lugar a la aparición de ruido estadístico. Este enfoque trae aparejado el inconveniente de la separabilidad o descomposición del error compuesto. Para poder llevar a cabo esta descomposición, es necesario suponer algún tipo de distribución para ambas componentes de la perturbación.

En los últimos años, la literatura se ha dedicado casi exclusivamente a las fronteras estocásticas. Sin embargo, las siguientes preguntas quedan sin responder: ¿Importa el supuesto que se realice sobre la distribución de la componente de ineficiencia? ¿Es éste un problema empíricamente relevante? ¿Afecta la decisión del regulador en cuanto a la determinación del factor X ? En este trabajo intentaremos responder a estas preguntas buscando las diferencias teóricas y las implicancias prácticas de utilizar distintas distribuciones para la componente de ineficiencia.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección II se describen los dos supuestos más utilizados para la distribución de la componente de ineficiencia: Media-Normal y Exponencial, y como se utilizan en la estimación de una frontera estocástica. En la sección III se presenta la evidencia empírica, tomando como base modelos que ya han sido utilizados en trabajos anteriores. Finalmente, en la sección IV se exponen las conclusiones.

II. LAS DISTRIBUCIONES

Definamos la frontera de costos estocástica como¹:

$$\ln C_i = \alpha + X \beta + \underbrace{v_i + u_i}_{\varepsilon_i}$$

donde X es una matriz de variables explicativas, $\varepsilon_i = v_i + u_i$ es la perturbación aleatoria compuesta, v_i es una variable aleatoria no restringida y u_i es el término de ineficiencia que, por ser ésta una frontera de costos, es no negativo.²

La componente u_i es inobservable y debe ser inferida a partir del término compuesto. Para poder descomponer este término y establecer que parte corresponde a ruido y que parte corresponde a ineficiencia, va a ser necesario suponer alguna distribución para ambas componentes. El caso menos problemático es el de v_i , ya que existe un consenso generalizado de que esta variable se distribuye como una normal $N(0, \sigma_v^2)$. Contrariamente, son varias las distribuciones que han sido propuestas para el término de ineficiencia: Media-Normal (Aigner, Lovell y Schmidt, 1977), Normal Truncada (Stevenson, 1980), Gamma (Greene, 1990) y Exponencial (Meeusen y van den Broeck, 1977). En la elección de cada uno de estos supuestos, existe un trade-off entre sencillez y flexibilidad. Las distribuciones Media-Normal (M-N) y Exponencial, son casos particulares de la Normal Truncada y Gamma respectivamente, siendo más sencillas de utilizar debido a que son distribuciones con un solo parámetro. Esta sencillez posee como contraparte el costo de perder la mayor flexibilidad que brindan la Normal Truncada y la Gamma. No obstante, autores como Ritter y Simar (1997) muestran las dificultades que aparecen en la estimación de los dos parámetros de estas distribuciones, recomendando el uso de las distribuciones relativamente más simples.

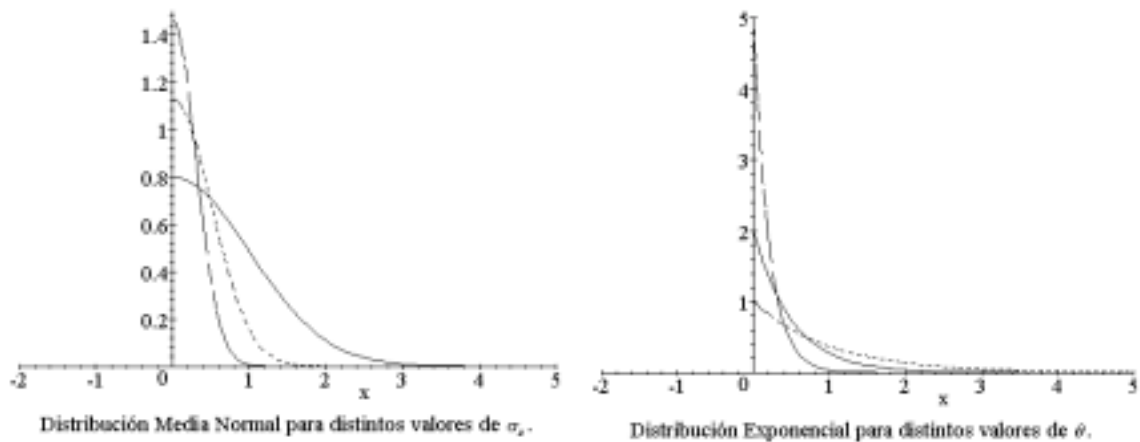
En este trabajo utilizaremos dos distribuciones de un solo parámetro. Los siguientes gráficos ilustran los casos donde u_i se distribuye como Media-Normal³ $N^+(0, \sigma_u^2)$ y Exponencial⁴ $Ex(\theta)$:

¹ Las fronteras determinísticas son un caso particular de esta formulación en donde $v_i = 0$

² En el caso de una frontera de producción, u_i es no positivo.

³ La función de densidad viene dada por: $f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right)$

⁴ La función de densidad viene dada por: $f(u) = \theta e^{-\theta u}$

Figura 1

Tanto la M-N como la Exponencial poseen la mayor parte de su masa probabilística cercana al cero, y esta probabilidad aumenta a medida que disminuye la varianza.⁵ En términos económicos esto implica que la mayor parte de las firmas analizadas son eficientes. Sin embargo, hay que tener presente que no existe ningún motivo teórico que indique que esto deba ser siempre así e impida que la ineficiencia siga una distribución en donde la mayor densidad no se encuentre en cero.

Dado que v_i y u_i se suponen independientes, la función de densidad de ε_i se encuentra asimétricamente distribuida con media y varianza

$$E(\varepsilon_i) = E(u_i) = \left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} \sigma_u \quad V(\varepsilon_i) = \frac{\pi-2}{\pi} \sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

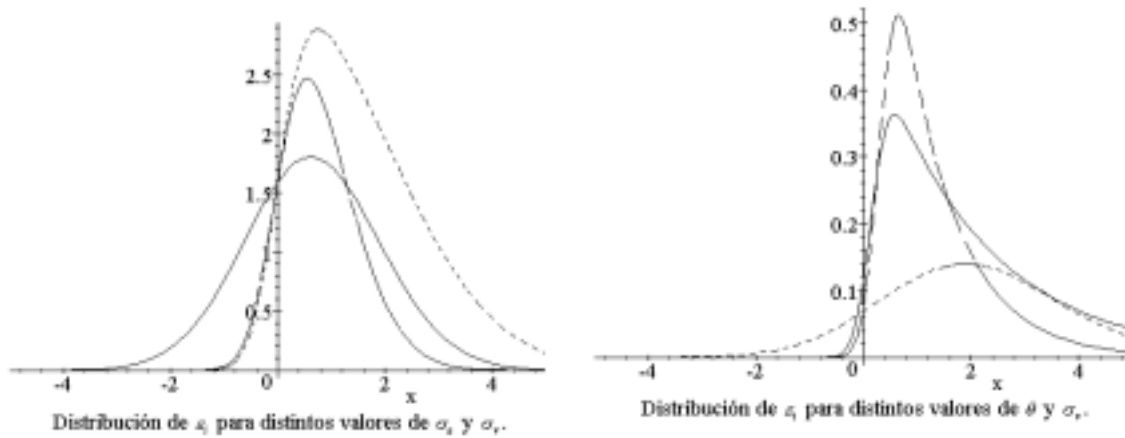
para el caso de la Media-Normal, y

$$E(\varepsilon_i) = E(u_i) = \sigma_u = \frac{1}{\theta} \quad V(\varepsilon_i) = \sigma_u^2 + \sigma_v^2 = \frac{1}{\theta^2} + \sigma_v^2$$

⁵ La varianza de la Exponencial es $\frac{1}{\theta^2}$

para el caso de la Exponencial. No es difícil observar que la *Skewness* (asimetría) del término compuesto debe ser positiva.⁶ Si la asimetría del término compuesto estimado es negativa, puede interpretarse que los datos son inconsistentes con el modelo seleccionado (Waldman, 1982). Este diagnóstico es independiente del supuesto que se haga sobre la distribución de la ineficiencia.

Figura 2



Observemos que si los supuestos sobre v_i y u_i son correctos, la perturbación estimada deberá presentar una forma similar a la que se ilustra en la figura 2. Un ε_i estimado con forma de M-N estaría indicando que la frontera no posee ruido, siendo similar al caso determinístico. Lo contrario ocurre si ε_i estimado posee forma de normal, ya que en este caso la frontera sería una típica estimación OLS en donde todas las empresas son 100% eficientes (toda la distancia entre los valores observados y la frontera es considerada ruido estadístico).

Este tipo de fronteras se estima en dos partes. En la primer parte se obtienen estimaciones consistentes de los parámetros tecnológicos y del parámetro de la función de distribución elegida. Aquí se puede optar por emplear ML (Maximum Likelihood) y realizar todas las estimaciones de una vez, o utilizar MOLS (Modified Ordinary Least Squares) y realizar los dos pasos que son necesarios para obtener una estimación consistente de la constante del modelo. Una vez hecho

⁶ El momento de orden 3 es $\mu_3 = -\left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} \left(1 - \frac{4}{\pi}\right) \sigma_u^3$ para la M-N y $\mu_3 = \frac{2}{\theta^3}$ para la Exponencial.

esto, debe descomponerse el error compuesto para tener una estimación de la ineficiencia de cada empresa.

Como acabamos de mencionar, el procedimiento llamado MOLS, según la terminología de Lovell (1993), requiere de dos pasos. El primer paso no depende del supuesto que se realice sobre la distribución de la ineficiencia y consiste básicamente en una estimación OLS de la función de costos. De esta forma se obtienen estimaciones consistentes e insesgadas de todos los parámetros, exceptuando la constante, la cual se encuentra sesgada hacia arriba. En el segundo paso se formula el supuesto sobre la distribución de u_i y a través de los momentos de los residuos OLS se obtienen estimaciones de $E(u_i)$. Una vez hecho esto, se corrige la constante OLS en el sentido opuesto a su sesgo utilizando para ello la media estimada. Es importante notar que la frontera estimada mediante este procedimiento no es más que la recta promedio desplazada. Todas las empresas ponderan de la misma manera, y de esta forma se impone que la tecnología de la frontera sea la misma que la tecnología promedio. Este es uno de los aspectos que diferencian el estimador MOLS del ML. Al utilizar la información *a priori* sobre la forma funcional de la ineficiencia, el estimador ML da mayor ponderación en la determinación de los parámetros tecnológicos a las empresas más eficientes. No obstante, Olson, J., Schmidt, P. y Waldman, D. (1980) realizaron un estudio de Monte Carlo concluyendo que el MOLS es más eficiente en muestras chicas (menos de 200 datos) y ML es más eficiente en muestras grandes.⁷

En el caso de la M-N, pueden utilizarse los momentos de los residuos OLS para obtener estimaciones consistentes de σ_u^2 y σ_v^2 . Estos parámetros son utilizados para desplazar la constante OLS, transformando la función promedio en una frontera. Para obtener las medidas de ineficiencia individuales, es necesario descomponer el término compuesto utilizando la fórmula propuesta por Jondrow et al.(1982)⁸:

⁷ Dado que en los contextos regulatorios se suele contar con pocos datos, el estimador MOLS podría ser una opción más adecuada al ML.

⁸ La expresión propuesta por Jondrow et al. está en función de λ y no de γ .

$$E[u_i/\varepsilon_i] = \mu_i^* + \sigma_* \left[\frac{\phi(\mu_i^*/\sigma_*)}{\Phi(\mu_i^*/\sigma_*)} \right] \quad \text{donde} \quad \begin{cases} \mu_i^* = \varepsilon_i \gamma ; \sigma_*^2 = \sigma_v^2 \gamma \\ \sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 ; \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \end{cases} .$$

Como ya mencionaron Olson et al. (1980), existen dos tipos de inconvenientes a la hora de aplicar MOLS. El primero de ellos surge cuando la Skewness del residuo OLS posee el signo incorrecto, ya que esto generaría una estimación de σ_u negativa.⁹ Aquí es usual establecer $\sigma_u^2 = 0$ (lo cual implica $\gamma = 0$) y considerar un modelo con puro ruido en donde todas las empresas son 100% eficientes. El segundo inconveniente aparece cuando la varianza de los residuos OLS es menor que la varianza de u_i ¹⁰, generando de esta forma una estimación de σ_v negativa.¹¹ De nuevo, es usual establecer que $\sigma_v^2 = 0$ (lo cual implica $\gamma = 1$) sin mayores dificultades. Este resultado estaría indicando que el modelo es similar a uno determinístico, en donde toda la distancia hacia la frontera se la considera ineficiencia. Olson et al. (1980) concluyen que el segundo inconveniente convierte en inaplicable al estimador MOLS, aunque esta conclusión es resultado de la parametrización utilizada por estos autores (basada en el parámetro $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$).

En el caso que de la distribución Exponencial, también se pueden utilizar los residuos OLS para obtener estimaciones de σ_v^2 y θ . Aquí la constante OLS será corregida por la media de la distribución Exponencial, la cual puede obtenerse luego de estimar θ . Nuevamente es posible utilizar la técnica propuesta por Jondrow et al. (1982), aunque deben considerarse los siguiente cambios: $\mu_i^* = \varepsilon_i - \sigma_v^2 / \sigma_u$; $\sigma_* = \sigma_v$.

El Modo condicional de u_i dado ε_i es otra alternativa, aunque quizás menos sugerida en la literatura, para inferir el componente de ineficiencia. Ambas formas de descomposición surgen de la función de densidad condicional $f(u|\varepsilon)$ que en todos los casos está distribuida como una

⁹ Como mencionamos anteriormente, este inconveniente es independiente de la distribución asumida para la ineficiencia y por lo tanto, también genera problemas en el caso de la distribución Exponencial.

¹⁰ Hay que tener presente que la varianza de u_i no es σ_u^2 sino $\frac{\pi-2}{\pi} \sigma_u^2$

Normal Truncada en cero (aunque la media y la varianza de la normal a truncar varían según la distribución asumida para u_i).¹²

Es interesante observar qué implican las distribuciones M-N y Exponencial en ambas formas de descomposición y notar las diferencias que existen entre ellas. En el caso de la M-N, el modo condicional para una frontera de costos viene dado por:

$$M(u_i / \varepsilon_i) = \begin{cases} \mu_i^* = \varepsilon_i \gamma & \text{si } \mu_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } \mu_i^* \leq 0 \end{cases}.$$

Observemos la idea intuitiva que hay detrás de esta expresión. Si $\varepsilon_i < 0$ es de esperar que u_i no sea muy grande, lo que estaría indicando que la firma es eficiente. Por el contrario, cuando ε_i es un número positivo cada vez más grande es de esperar que u_i sea un número considerable, lo que nos llevaría a concluir que la firma es ineficiente. Así, para la distribución M-N lo que define si a la firma se le asigna un cero de ineficiencia o no, es simplemente el signo de ε_i .

En el caso de la Exponencial, $\mu_i^* > 0$ está implicando que $\varepsilon_i > \sigma_v^2 / \sigma_u$. A diferencia del caso anterior, puede estar sucediendo que ε_i sea positivo (lo que indica que u_i no es despreciable) y que aún así se le asigne un cero de ineficiencia a la firma. Esto implica que va a existir una mayor tendencia a que aparezcan firmas totalmente eficientes. Esta tendencia, aunque quizás no se vea tan claramente, también está presente en las esperanzas condicionales.

III. ¿IMPORTA EL SUPUESTO SOBRE LA DISTRIBUCIÓN?

Hasta aquí nada ha sugerido que una distribución sea preferible a la otra, ni si ambas distribuciones llevan a resultados distintos. Es un problema el hecho de que existan distintas alternativas, y dicho problema se agravaría aún más si los distintos supuestos revelan resultados

¹¹ Este problema podría ser un indicador de que la distribución M-N no es un supuesto adecuado.

¹² Para una exposición detallada de estos aspectos puede consultarse Kumbhakar, S. y Lovell, C. (2000).

inconsistentes entre sí. La pregunta es: ¿se ve afectada la descomposición del error compuesto, en ruido e ineficiencia, de acuerdo al supuesto realizado?

Para analizar cómo influye la distribución elegida en los resultados, utilizaremos bases de datos que ya fueron usadas en trabajos previos: 1) Rossi (2000); 2) Estache y Rossi (2000); 3) Stewart (1993) y 4) CEER (2000).

Modelo 1

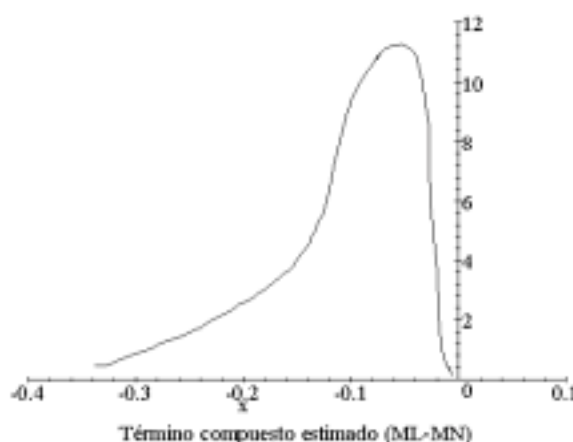
La base utilizada por Rossi (2000) corresponde a un panel desbalanceado de ocho empresas distribuidoras de Gas en Argentina durante el período 1993-97. La variable que se utilizó como dependiente en la frontera de producción fue el número de Clientes. Las variables independientes fueron dos insumos (Número de empleados y Kilómetros de Red) y tres variables ambientales (Área de concesión, Demanda Punta y Estructura de Mercado). Aquí se usarán las mismas variables aunque trataremos al modelo como uno de corte transversal. Esto implica que la misma empresa es considerada independiente en el tiempo. Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

<i>Modelo 1 (Gas Argentina): La variable dependiente es Lnusuarios</i>					
<i>Variable</i>	<i>OLS</i>	<i>MOLS-MN</i>	<i>MOLS-EXP</i>	<i>ML-MN</i>	<i>ML-EXP</i>
Lnkmred	0.529 (6.54)	0.529	0.529	0.664 (4.26)	0.711 (7.68)
Lnempleo	0.441 (4.49)	0.441	0.441	0.362 (2.33)	0.334 (4.39)
Lnarea	-0.161 (-12.04)	-0.161	-0.161	-0.182 (-9.11)	-0.193 (-14.26)
Lnputa	0.089 (1.60)	0.089	0.089	0.048 (0.47)	0.033 (0.61)
Lnestruc	-0.173 (-4.12)	-0.173	-0.173	-0.174 (-2.46)	-0.168 (-4.13)
Constante	6.361 (13.08)	6.454	6.417	6.321 (8.19)	6.308 (16.77)
Gamma	- -	0.84	- -	1	- -
% de Ruido	- -	34.79%	59.05%	0%	5.16%

Entre paréntesis se presenta el estadístico t. Ln denota logaritmo natural

Puede observarse que el estimador ML-MN arroja un modelo que no incluye ruido, y por este motivo la frontera estimada sería similar a una determinística. Este resultado debería presentarse cuando el término compuesto estimado posee forma de M-N. Para comprobar esto, se realizó un gráfico aproximado a partir del histograma del término compuesto¹³:

Figura 3



El estadístico Jarque-Bera dio un valor de 10.45, el cual rechaza la hipótesis nula de que la distribución es normal.

Modelo 2

Estache y Rossi (2000) estimaron una frontera de costos para 50 firmas distribuidoras de Agua de Asia y la región del Pacífico. Las variables utilizadas fueron Costos (como variable dependiente), Salario, Clientes, Producto diario, Conexiones, Densidad poblacional, Porcentaje de agua extraída de la superficie, Número de horas de agua disponible (Calid), Tasa de clientes medidos (Meter); y dos variables cualitativas representando la clorización y desalinización: Dumclo y Dumdes, respectivamente. En nuestro análisis se ha decidido excluir aquellas variables cuyos estadísticos t de student son menores a la unidad. De esta forma, el modelo se reduce a:

¹³ Recordar que en una frontera de producción la ineficiencia es no positiva.

<i>Modelo 2 (Agua Asia): La variable dependiente es Lncostos</i>					
<i>Variable</i>	<i>OLS</i>	<i>MOLS-MN</i>	<i>MOLS-EXP</i>	<i>ML-MN</i>	<i>ML-EXP</i>
Lnsalar	0.288 (7.18)	0.288	0.288	0.292 (7.58)	0.286 (7.99)
Lnclien	0.733 (11.15)	0.733	0.733	0.723 (11.38)	0.734 (11.31)
Lncone	0.281 (5.35)	0.281	0.281	0.303 (7.06)	0.282 (7.02)
Lndens	-0.156 (-2.49)	-0.156	-0.156	-0.148 (-1.88)	-0.153 (-1.71)
Calid	0.036 (3.55)	0.036	0.036	0.035 (3.04)	0.036 (3.15)
Meter	0.207 (1.25)	0.207	0.207	0.210 (1.50)	0.211 (1.35)
Constante	0.840 (1.37)	0.586	0.688	0.289 (0.46)	0.720 (0.95)
Gamma	- -	0.44	- -	0.78	- -
% de Ruido	- -	77.26%	85.72%	47.15%	95.06%

Entre paréntesis se presenta el estadístico t. Ln denota logaritmo natural

Como puede observarse, existe un alto porcentaje de ruido en el término compuesto estimado, lo cual implica que las estimaciones ML y MOLS de los parámetros tecnológicos debería dar similar.

Modelo 3

Stewart (1993) realizó un estudio sobre 32 empresas distribuidoras de Agua en Inglaterra. En su estudio encontró que las variables relevantes para explicar los costos son: Volumen de agua distribuida (ventas), Kilómetros de Red, Estructura de mercado (clientes residenciales sobre el total) y Bombeo promedio. Debido a la falta de disponibilidad de datos, se ha reemplazado a la variable Bombeo (1993) por Bombeo (1997). Asimismo, al faltar las observaciones de cuatro empresas la muestra se redujo a 28 datos. Con estas diferencias, la frontera de costos estimada es:

<i>Modelo 3 (Agua Inglaterra) : La variable dependiente es Lncostos</i>					
<i>Variable</i>	<i>OLS</i>	<i>MOLS-MN</i>	<i>MOLS-EXP</i>	<i>ML-MN</i>	<i>ML-EXP</i>
Lnventas	0.752 (5.21)	0.752	0.752	0.715 (4.41)	0.752 (4.69)
Lnred	0.442 (5.26)	0.442	0.442	0.472 (5.09)	0.440 (5.40)

<i>Modelo 3: continuación</i>					
<i>Variable</i>	<i>OLS</i>	<i>MOLS-MN</i>	<i>MOLS-EXP</i>	<i>ML-MN</i>	<i>ML-EXP</i>
Lnestruc	-0.215 (-1.98)	-0.215	-0.215	-0.209 (-1.71)	-0.214 (-1.79)
Ln bombeo	0.133 (1.65)	0.133	0.133	0.176 (2.13)	0.135 (1.66)
Constante	-4.314 (-10.33)	-4.417	-4.376	-4.748 (-13.1)	-4.360 (-10.7)
Gamma	- -	0.68	- -	0.95	- -
% de Ruido	- -	56.89%	72.93%	12.45%	81.63%

Entre paréntesis se presenta el estadístico t.

Modelo 4

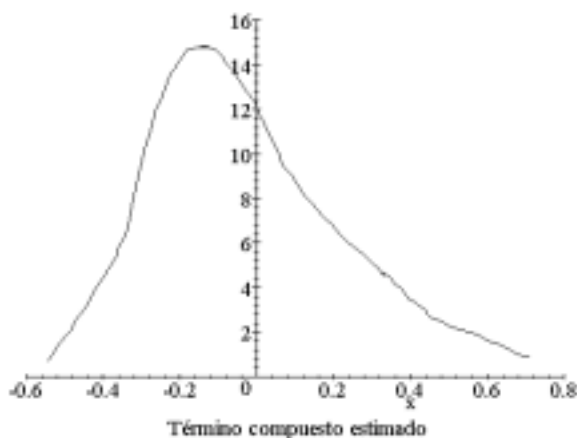
Para la última estimación, serán tomados los datos utilizados en CEER (2000). En dicho trabajo, se realizó una comparación internacional de la performance relativa de las empresas distribuidoras de Energía Eléctrica en Sudamérica. La base de datos corresponde a un panel desbalanceado de 99 observaciones para un total de 35 empresas durante el período 1994-97. La frontera de producción tiene como variable dependiente al Número de Clientes, y como regresores al Número de Empleados, Área de Servicio, Capacidad de Transformación y Porcentaje de ventas a clientes residenciales. Al igual que en el primer modelo, se utilizarán a los datos como si fuesen de corte transversal:

<i>Modelo 4 (Dist. Eléctrica en Sudamérica): La variable dependiente es Lnclientes</i>					
<i>Variable</i>	<i>OLS</i>	<i>MOLS-MN</i>	<i>MOLS-EXP</i>	<i>ML-MN</i>	<i>ML-EXP</i>
Lnempleo	0.236 (4.23)	0.236	0.236	0.236 (4.23)	0.236 (4.23)
Lnred	0.304 (9.66)	0.304	0.304	0.304 (9.66)	0.304 (9.66)
Lntransf	0.316 (9.64)	0.316	0.316	0.316 (9.64)	0.316 (9.64)
Lnestruc	-0.149 (-1.67)	-0.149	-0.149	-0.149 (-1.67)	-0.149 (-1.67)
Lnarea	0.009 (0.51)	0.009	0.009	0.009 (0.51)	0.009 (0.51)
Tiempo	0.033 (1.11)	0.033	0.033	0.033 (1.11)	0.033 (1.11)
Constante	4.687 (10.07)	4.687	4.687	4.687 (10.07)	4.687 (10.07)
Gamma	- -	0	- -	0	- -
% de Ruido	- -	100%	100%	100%	100%

Entre paréntesis se presenta el estadístico t.

Contrariamente a lo que sucedió en el primer modelo, estamos en presencia de una frontera con puro ruido estadístico en donde todas las empresas son consideradas 100% eficientes.¹⁴ Esto se debe a que la asimetría del residuo OLS dio en sentido inverso:

Figura 4



El estadístico Jarque-Bera en este caso arroja un valor 3.38, no pudiéndose rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos OLS.¹⁵ Recordemos que en la sección II se señaló que si el término compuesto estimado poseía una forma similar a la normal, podía interpretarse como que no existía ineficiencia.

CONSISTENCIA DE LOS RESULTADOS

Puede observarse que, en todos los casos, la distribución Exponencial atribuye un mayor porcentaje de ruido¹⁶ en el modelo que la distribución M-N. Esto se corrobora con lo planteado en la sección anterior donde se argumentó que la distribución Exponencial tiene una mayor

¹⁴ Por lo tanto, las estimaciones ML y MOLS de los parámetros son iguales.

¹⁵ El test se realizó con un nivel de significación del 10%.

¹⁶ Llamamos porcentaje de ruido al cociente entre la varianza de v_i sobre la suma de esta varianza y la varianza de u_i .

tendencia a reconocer firmas eficientes. En la siguiente tabla se puede observar este resultado más claramente:

Tabla 1

	<i>MOLS-MN</i>	<i>MOLS-EXP</i>	<i>ML-MN</i>	<i>ML-EXP</i>
	Modelo 1 (Gas Argentina)			
Media	0.914	0.947	0.908	0.924
Desvio	0.050	0.031	0.075	0.077
	Modelo 2 (Agua Asia)			
Media	1.291	1.162	1.469	1.086
Desvio	0.117	0.063	0.328	0.023
	Modelo 3 (Agua Inglaterra)			
Media	1.108	1.062	1.155	1.047
Desvio	0.055	0.031	0.115	0.022

Vale aclarar que la interpretación de las medidas de eficiencia no es igual para el caso de una frontera de producción y costos. En el primer caso la medida se encuentra entre cero y uno, indicando el porcentaje que la firma produce del máximo posible.¹⁷ En el segundo, la medida es mayor a uno y se interpreta como el porcentaje de costos por encima del mínimo.¹⁸

Para verificar si las medianas obtenidas difieren significativamente entre sí, se realizó un test de Kruskal-Wallis para las cuatro medidas de cada modelo, y para MOLS y ML separadamente. Exceptuando los estimadores ML del primer modelo, en los ocho casos restantes los resultados indicaron que la hipótesis nula de que las medianas son iguales debe ser rechazada. Podemos concluir entonces que la eficiencia media es sensible a la distribución asumida, siendo esta mayor en el caso de la distribución Exponencial.

¹⁷ Una medida 0.8 indica que la firma está produciendo un 80% del producto máximo.

¹⁸ Una medida 1.20 indica que la empresa está produciendo con un 20% más de costos.

La tabla 2 contiene los coeficientes de correlación de rangos de Spearman para los rankings obtenidos en los estimadores ML-MN y ML-EXP.¹⁹

Tabla 2

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Estadístico SP	0.959	0.993	0.987

Todas las correlaciones obtenidas son significativamente distintas de cero al 1%. Evidentemente, los rankings no se ven alterados de manera sustancial por la distribución asumida.

Finalmente, la tabla 3 nos muestra la proporción de firmas que los estimadores ML-MN y ML-EXP simultáneamente ubican en el cuartil superior e inferior. Vale la pena resaltar que si la proporción fuese provocada por el azar, se esperaría que la correspondencia fuese de un 25%.

Tabla 3

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Primer cuartil	0.90	0.92	0.86
Último Cuartil	0.80	0.85	1.00

Estos resultados parecerían indicar que ambos supuestos reconocen a las mismas empresas como las “mejores” o “peores”.

Todos los resultados obtenidos corroboran lo reseñado en Kumbhakar y Lovell (2000). Estos autores señalan que la evidencia empírica ha mostrado que la eficiencia media de las firmas podría ser sensible a la distribución elegida para la componente u_i . No obstante, también notaron que los rankings individuales y la porción de empresas que se identifican como las “mejores” o “peores” no se ven muy afectados por el supuesto elegido. Los datos que utilizaron pertenecen a Greene (1990), donde la distribución M-N y Exponencial arribaron básicamente a los mismos resultados.

¹⁹ No se hizo lo mismo para los estimadores MOLS, ya que el ranking de la empresas es siempre el mismo con este estimador y no se ve afectado por el supuesto elegido. Esto se debe a que el tamaño del error compuesto crece con el tamaño del residuo OLS.

IV. Conclusiones

En el trabajo se han presentado y analizado las dos distribuciones más utilizadas en la literatura de fronteras estocásticas: Media Normal y Exponencial, y se ha realizado una aplicación empírica a distintas bases de datos ya utilizadas en trabajos previos.

Los resultados obtenidos se corresponden con lo que mencionan Kumbhakar y Lovell (2000), ya que la eficiencia media ha sido sensible a la distribución elegida, mientras que ni los rankings ni los cuartiles lo fueron. Además, se ha verificado en todos los casos lo que se señaló en la sección II, donde se mostró que la distribución Exponencial tenía una mayor tendencia a identificar firmas eficientes.

Vale la pena resaltar que los resultados han sido robustos ya que fueron analizados diversos sectores (Gas, Agua y Electricidad) con distintos tipos de fronteras (costos y producción).

El hecho de que la eficiencia media varíe según el supuesto, indica que no es posible ordenar a las firmas por intervalos de acuerdo a las medidas de eficiencia individuales. Una empresa que se encuentre en el intervalo 90-100% eficiente, puede estar en el intervalo 80-90% bajo otra distribución. Si se busca una magnitud que no esté sujeta a este tipo de supuestos, deberá dejarse de lado la opción de utilizar las medidas individuales para fines regulatorios. No obstante, ambas distribuciones reconocen a las mismas empresas como las “mejores” y “peores”, con lo cual la alternativa de publicar los resultados buscando un castigo publicitario es totalmente viable (ver OFWAT, 1998). Asimismo, dado que los rankings obtenidos son similares, puede optarse por ordenar a las empresas por su posición relativa y así discriminar el factor X para cada firma. Esta opción sería similar a la discriminación del factor X que realiza OFWAT de acuerdo a las bandas establecidas a partir de la función promedio.

¿Importa el supuesto sobre la distribución? La evidencia muestra resultados medianamente consistentes. Sin embargo, el hecho de que la eficiencia media sea distinta de acuerdo al supuesto utilizado resulta en un llamado de atención para el regulador, puesto que no existe ningún criterio teórico que justifique la elección de una distribución sobre las otras. Quizás las diferencias no

sean relevantes en un ámbito exclusivamente teórico. Pero el impacto de dos medidas distintas sobre una empresa regulada puede generar diferencias significativas en las tarifas.

REFERENCIAS

Aigner, D., Lovell, C. and Schmidt, P. (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, Vol. 6.

CEER (2000): The relative Performance of Electricity Distribution Firms in South America, Mimeo CEER.

Estache A. and Rossi M. (2000): How Different is the Efficiency of Public and Private Water Companies in Asia?, Mimeo the World Bank.

Farrel M. (1957): The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Part III*, Vol. 120.

Grenne, W. (1993): A gamma-distributed stochastic frontier model, *Journal of Econometrics*, Vol. 46.

Jondrow, J., Lovell, C., Materov, I. and Schmidt, P. (1982): On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model, *Journal of Econometrics*, Vol. 19.

Kumbhakar, S. and Lovell, C. (2000): *Stochastic frontier analysis* (Cambridge University press).

Lovell, C. (1993): Production frontiers and productive efficiency, in *The measurement of productive efficiency*, Fried, Lovell and Schmidt (Oxford University Press, New York).

Meeusen, W. and Van den Broeck, J. (1977): Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, Vol 18, N° 2, June.

OFWAT (1998): Assessing the Scope for Future Improvements in Water Company Efficiency: A Technical Paper, Office of Water Services, Birmingham, UK, June.

Olson, J., Schmidt, P. and Waldman, D. (1980): A Monte Carlo study of estimators of the stochastic frontier production function, *Journal of Econometrics*, Vol. 13.

Ritter, C. and Simar, L. (1997): Pitfalls of Normal-Gamma stochastic frontier models, *Journal of Productivity Analysis* 8: 2 (May).

Rossi M. (2000): Technical Change and Efficiency Measures: The Post-Privatisation in the Gas distribution Sector in Argentina, *Energy Economics*.

Shleifer, A. (1985): A Theory of Yardstick Competition, *Rand Journal of Economics*, Vol. 16, 3, Autumn, 319-327.

Stevenson, R. (1980): Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimations, *Journal of Econometrics*, Vol. 13.

Stewart, M. (1993): Modelling Water Cost 1992-93: further research into the impact of operating conditions on company cost, OFWAT Research paper number 2, December.

Waldman D. (1982): A Stationary Point for the Stochastic Frontier Likelihood, *Journal of Econometrics*, Vol. 28.

Serie Textos de Discusión CEER

Para solicitar alguno de estos documentos o suscribirse a toda la Serie Textos de Discusión CEER, vea las instrucciones al final de la lista. Un listado comprehensivo de la Serie textos de Discusión CEER puede hallarse en nuestro web site.

STD 1. Laffont, Jean Jacques: Llevando los principios a la práctica en teoría de la regulación (marzo 1999)

STD 2. Stiglitz, Joseph: The Financial System, Bussiness Cycle and Growth (marzo 1999)

STD 3. Chisari, Omar y Antonio Estache: The Needs of the Poor in Infrastructure Privatization: The Role of Universal Service Obligations. The Case of Argentina (marzo 1999)

STD 4. Estache, Antonio y Martín Rossi: Estimación de una frontera de costos estocástica para empresas del sector agua en Asia y Región del Pacífico (abril 1999)

STD 5. Romero, Carlos : Regulaciones e inversiones en el sector eléctrico (junio 1999)

STD 6. Mateos, Federico: Análisis de la evolución del precio en el Mercado Eléctrico Mayorista de la República Argentina entre 1992 y 1997 (julio 1999).

STD 7. Ferro, Gustavo: Indicadores de eficiencia en agua y saneamiento a partir de costos medios e indicadores de productividad parcial (julio 1999)

STD 8. Balzarotti, Nora: La política de competencia internacional (septiembre 1999)

STD 9. Ferro, Gustavo: La experiencia de Inglaterra y Gales en micromedición de agua potable (septiembre 1999)

STD 10. Balzarotti, Nora: Antitrust en el mercado de gas natural (octubre 1999)

STD 11. Ferro, Gustavo: Evolución del cuadro tarifario de Aguas Argentinas: el financiamiento de las expansiones en Buenos Aires (octubre 1999)

STD 12. Mateos, Federico, Martín Rodríguez Pardina y Martín Rossi: Oferta y demanda de electricidad en la Argentina: un modelo de ecuaciones simultáneas (noviembre 1999)

STD 13. Ferro, Gustavo: Lecciones del Seminario Proyección de Demanda de Consumo de Agua Potable (noviembre 1999)

STD 14: Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Medidas de eficiencia y regulación: una ilustración del sector de distribuidoras de gas en la Argentina (diciembre 1999)

STD 15: Rodríguez Pardina, Martín, Martín Rossi y Christian Ruzzier: Fronteras de eficiencia en el sector de distribución de energía eléctrica: la experiencia sudamericana (diciembre 1999)

STD 16: Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Cambio tecnológico y catching up: el sector de distribución de energía eléctrica en América del Sur (marzo 2000)

STD 17: Ferro, Gustavo: El servicio de agua y saneamiento en Buenos Aires: privatización y regulación (abril 2000).

STD 18: Celani, Marcelo: Reformas en la industria de las telecomunicaciones en Argentina (junio 2000).

STD 19: Romero, Carlos: La desregulación de la comercialización de electricidad en Inglaterra y Gales (junio 2000).

STD 20: Rossi, Martín: Midiendo el valor social de la calidad de los servicios públicos: el agua.

STD 21: Rodríguez Pardina, Martín: La concesión de Aguas Argentinas. (Noviembre 2000).

STD 22: Rossi, Martín e Iván Canay: Análisis de eficiencia aplicado a la regulación ¿Es importante la Distribución Elegida para el Término de Ineficiencia? (Noviembre 2000)

CEER Working Paper Series

To order any of these papers, or all of these, see instructions at the end of the list. A complete list of CEER Working Papers is displayed here and in our web site.

WPS 1. Laffont, Jean Jacques: Translating Principles Into Practice in Regulation Theory (March 1999)

WPS 2. Stiglitz, Joseph: Promoting Competition in Telecommunications (March 1999)

WPS 3. Chisari, Omar, Antonio Estache, y Carlos Romero: Winners and Losers from Utility Privatization in Argentina: Lessons from a General Equilibrium Model (March 1999)

WPS 4. Rodríguez Pardina, Martín y Martín Rossi: Efficiency Measures and Regulation: An Illustration of the Gas Distribution Sector in Argentina (April 1999)

WPS 5. Rodriguez Pardina, Martín Rossi and Christian Ruzzier: Consistency Conditions: Efficiency Measures for the Electricity Distribution Sector in South America (June 1999)

WPS 6. Gordon Mackerron: Current Developments and Problems of Electricity Regulation in the European Union and the United Kingdom (November 1999)

WPS 7. Martín Rossi: Technical Change and Efficiency Measures: The Post-Privatisation in the Gas Distribution Sector in Argentina (March 2000)

WPS 8. Omar Chisari, Martín Rodriguez Pardina and Martín Rossi: The Cost of Capital in Regulated Firms: The Argentine Experience (May 2000)

WPS 9. Omar Chisari, Pedro Dal-Bó and Carlos Romero: High Tension Electricity Network Expansions in Argentina: Decision Mechanisms and Willingness-to-Pay Revelation (May 2000).

WPS 10. Daniel A. Benitez, Antonio Estache, D. Mark Kennet, And Christian A. Ruzzier. Potential Role of Economic Cost Models in the Regulation of Telecommunications in Developing Countries (August 2000).

Centro de Estudios Económicos de la Regulación



Solicitud de incorporación a la lista de receptores de publicaciones del CEER

Deseo recibir los ejemplares correspondientes a la serie (marque con una cruz la que corresponda), que se publiquen durante 2000:

- | | | |
|---------------------------------|---------------|---------------------------|
| a) Working Papers Series | (...) impreso | (...) e-mail, formato pdf |
| b) Serie de Textos de Discusión | (...) impreso | (...) e-mail, formato pdf |

Mi nombre es:.....

Ocupación:.....

Domicilio:.....

.....

.....

Firma

Tenga a bien enviar esta solicitud por correo a:

SECRETARIA CEER
Lima 717, 1° piso
C1053AAO Buenos Aires
Argentina

Por fax, al 54-11-43797588

E-mail: ceer@uade.edu.ar